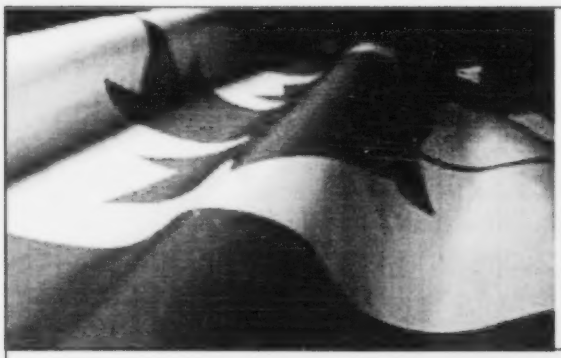


Department of Finance
Ministère des Finances

Working Paper
Document de travail

Impact des variations de taux de change réel sur l'activité économique régionale au Canada

par

José Bourque et Carl Gaudreault *

Bourque.josé@fin.gc.ca
Gaudreault.carl@fin.gc.ca

Document de travail 2004-03

* Les auteurs tiennent à remercier Robert Lamy et Martin Charron pour leurs suggestions et commentaires pertinents.

Working Papers *are circulated in the language of preparation only, to make analytical work undertaken by the staff of the Department of Finance available to a wider readership. The paper reflects the views of the authors and no responsibility for them should be attributed to the Department of Finance. Comments on the working papers are invited and may be sent to the author(s).*

Les **Documents de travail** *sont distribués uniquement dans la langue dans laquelle ils ont été rédigés, afin de rendre le travail d'analyse entrepris par le personnel du Ministère des Finances accessible à un lectorat plus vaste. Les opinions qui sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas le Ministère des Finances. Nous vous invitons à commenter les documents de travail et à faire parvenir vos commentaires aux auteurs.*

104-06191/

RÉSUMÉ

La présente étude vise à estimer l'impact des variations de taux de change réel sur les économies des régions canadiennes. Deux approches sont utilisées. Premièrement, nous estimons des modèles en panel avec des données annuelles pour la période allant de 1981 à 2002. Les résultats de ces estimations suggèrent que l'économie ontarienne est la plus sensible aux variations de taux de change réel. Les provinces de l'Atlantique et la Colombie-Britannique démontrent quant à elles une sensibilité beaucoup plus faible et non significative. L'impact au Québec et dans les Prairies est significatif et se situe généralement entre les deux. Deuxièmement, nous évaluons le comportement dynamique de l'activité économique régionale suite à un choc de taux de change réel en utilisant la méthodologie des vecteurs autorégressifs structurels (SVAR) avec des données trimestrielles sur la même période. Les résultats de l'estimation de ces modèles montrent une dynamique régionale similaire à celle trouvée avec les modèles en panel. De plus, l'analyse de sensibilité effectuée sur les estimations des deux approches suggère que les résultats sont robustes.

ABSTRACT

This paper investigates the empirical effects of real exchange rate changes on regional economies in Canada. We use two approaches. First, we estimate panel models with annual data for the period 1981 to 2002. The estimation results suggest that Ontario is the most sensitive region to real exchange rate movements. The Atlantic Provinces and British Columbia show weaker and statistically insignificant coefficients. The impact in Québec and the Prairies are significant and in between. Second, we evaluate the dynamic behaviour of regional economic activity following a real exchange rate shock using the structural vector autoregression (SVAR) methodology with quarterly data over the same period. The estimation results show that the regional dynamics are relatively similar to those found with panel models. Furthermore, the sensitivity analysis for both approaches suggests that the results are robust.

TABLE DES MATIÈRES

1 INTRODUCTION 1

2 REVUE DE LA LITTÉRATURE 3

3 DEGRÉ D'OUVERTURE DES RÉGIONS CANADIENNES AU COMMERCE EXTÉRIEUR 8

4 MODÈLES EN PANEL AVEC DONNÉES ANNUELLES 10

4.1 Méthodologie 10

4.2 Choix et analyse des données 12

4.3 Résultats 14

4.3.1 Modèle de base 15

4.3.2 Analyse de sensibilité et robustesse 16

5 MODÈLES VAR STRUCTURELS AVEC DONNÉES TRIMESTRIELLES 20

5.1 Méthodologie 20

5.2 Choix et analyse des données 22

5.3 Résultats 23

5.3.1 Comportement des variables du système 23

5.3.2 Impact d'une hausse du taux de change réel 24

5.3.3 Analyse de sensibilité et robustesse 27

6 CONCLUSION 30

BIBLIOGRAPHIE 31

ANNEXE A 34

ANNEXE B 38

ANNEXE C 39

ANNEXE D 42

ANNEXE E 43

1 INTRODUCTION

Depuis le début des années 90, les échanges commerciaux du Canada ont augmenté considérablement et ont constitué un facteur de croissance important pour l'économie canadienne. Alors que le PIB réel canadien s'accroissait de 39,1% entre 1989 et 2002, les exportations en terme réel augmentaient de 122,4%, portant la part des exportations canadiennes dans le PIB de 25,8 à 41,2% au cours de cette période, atteignant un sommet de 45,5% en 2000.

La mise en place de l'Accord de libre échange entre le Canada et les États-Unis en 1989 et de l'Accord de libre échange nord-américain en 1994, conjuguée à la dépréciation du dollar canadien face à la devise américaine au cours des années 90, de même que la croissance moins élevée des coûts unitaires de main-d'œuvre au Canada qu'aux États-Unis, exprimés en dollars canadiens, durant cette période ont permis aux entreprises canadiennes d'accroître leur compétitivité sur le marché américain et du même coup d'augmenter leurs exportations. Étant donné la plus grande proximité au marché américain, de même que la structure industrielle de certaines régions, notamment le Québec et l'Ontario, il est possible que ces régions aient plus fortement bénéficié de ces facteurs. Toutefois, si certaines régions ont tiré avantage de facteurs fondamentaux plus favorables au cours des dernières années en voyant leurs exportations croître plus rapidement que la moyenne nationale, elles pourraient maintenant être négativement affectées par la récente appréciation du dollar canadien face à la devise américaine.

La présente étude vise donc à estimer l'impact des variations de taux de change réel sur les économies des régions canadiennes. À notre avis, un tel travail n'a jamais été réalisé à l'échelle des régions canadiennes, les études à caractère régional portant sur le sujet sont principalement axées sur les régions et les états américains.

Dans la première section, nous présentons les résultats des études américaines ayant une perspective régionale. Par la suite, nous analysons le degré d'ouverture des régions canadiennes au commerce extérieur. Puis, nous procédons à l'estimation de modèles en panel pour les régions canadiennes, afin d'établir la relation entre les variations de taux de change réel et la croissance économique régionale. Dans la section suivante, nous estimons l'effet cumulatif d'un choc de taux de change réel sur les économies régionales à l'aide de modèles vectoriel auto-régressifs structurels. Finalement, nous concluons à la section 6.

2 REVUE DE LA LITTÉRATURE

Plusieurs études se sont penchées sur les déterminants des exportations et leur incidence sur l'économie d'un pays. Parmi les facteurs recensés, les éléments affectant la demande, soit une variation du taux de change réel ou de la demande étrangère, sont les plus couramment cités pour expliquer un changement dans les exportations d'un pays. Des facteurs associés à l'offre, tel que la structure industrielle ou la dotation en facteur d'un pays, sont également mentionnés dans la littérature, de même que des facteurs géopolitiques, tel que la distance avec les partenaires commerciaux, le partage de frontières communes et la superficie d'un pays.

Bien que la plupart des études aient analysé l'impact des déterminants des exportations dans une perspective nationale, plusieurs ont abordé la question sous un angle régional pour les États-Unis. La présente section expose les études à caractère régional ayant intégré une variable de taux de change réel à leur analyse. Puisque notre étude se penche sur l'impact d'une variation de taux de change réel sur l'activité économique des régions canadiennes, les résultats des études ayant une perspective régionale, mais qui n'étudient pas l'incidence d'un changement de taux de change réel, seront uniquement résumés dans le tableau synthèse A.1 en annexe.

Études ayant une perspective régionale

Les premières études ayant estimé l'impact régional d'une variation du taux de change réel sont celles de Branson et Love (1987) et Cox et Hill (1988) qui ont analysé respectivement les périodes d'appréciation et de dépréciation du dollar américain lors des années 1980.

Branson et Love ont évalué l'impact d'une variation du taux de change réel effectif sur l'emploi dans les industries manufacturières des états américains au cours de la période d'appréciation du dollar allant de 1980 à 1985. Pour l'ensemble des États-Unis, les

auteurs évaluent que l'appréciation du dollar américain au cours de la période étudiée[1] a mené à une perte d'environ un million d'emplois dans le secteur manufacturier, représentant 5,7% de l'emploi dans ce secteur en 1985. Ils estiment que l'emploi manufacturier répond significativement aux changements du taux de change réel, ajusté sur la base des coûts unitaires de main-d'œuvre, dans 35 états et que l'appréciation du dollar a été la cause principale de pertes d'emploi dans les états des Grands Lacs et des états du Centre. Branson et Love indiquent que les facteurs associés à une plus grande sensibilité dans certains états sont la proportion de la population vivant à l'extérieur de zones urbaines (Standard Metropolitan Statistical Area), la production de pétrole brut et les salaires des employés à la production alors que ceux liés à une moins importante sensibilité sont la proportion de la population avec quatre années ou plus d'éducation collégiale ou les dépenses per capita dans les écoles publiques secondaires.

L'étude de Cox et Hill porte pour sa part sur la période de dépréciation du dollar américain allant de mars 1985 à juin 1987[2]. Ils évaluent l'incidence de cette variation du taux de change réel pour chacune des industries manufacturières sur la base de la classification type des industries (CTI) à deux chiffres. Il en ressort que les industries plus exposées au commerce international sont plus sensibles aux variations de taux de change réel puisque leurs produits sont plus facilement substituables par ceux en provenance de l'étranger. Les résultats de Cox et Hill indiquent que les secteurs chimique, de l'équipement de transport, des instruments, de l'équipement électronique et de la machinerie non-électrique ont bénéficié considérablement de la dépréciation du dollar américain. Afin de calculer l'impact au niveau régional, les auteurs ont calculé une moyenne en utilisant les variations de la production au niveau des industries de même que la structure industrielle manufacturière de chaque état. Leurs résultats démontrent que des gains supérieurs à la moyenne nationale au niveau de la production manufacturière ont été enregistrés par les états des régions du Nord-Est, du Haut-Midwest et de l'Ouest suite à la dépréciation du dollar. À l'opposé, les gains de

---

1 L'indice de taux de change réel effectif américain calculé par le Fonds monétaire international (tiré de *International Financial Statistics)* s'est apprécié de 51,5% entre janvier 1980 et mars 1985.

2 Au cours de cette période, l'indice de taux de change réel effectif américain calculé par le Fonds monétaire international s'est déprécié de 28,5%.

production dans la plupart des états du Sud-Atlantique, du Centre-Sud et des Plaines-du-Nord sont inférieurs à la moyenne américaine.

Contrairement aux deux études précédentes qui analysent l'impact d'une variation de taux de change réel sur l'emploi, Carlino, Cody et Voith (1994) analysent l'effet sur la production des états pour les secteurs agricole et manufacturier, de même que sur l'ensemble de l'économie pour 48 états américains au cours de la période allant de 1972 à 1989. Leurs résultats indiquent que la croissance relativement plus élevée de la productivité des principaux partenaires commerciaux des États-Unis a eu un effet plus important sur la croissance de la production par état que ne l'a eu la variation du taux de change réel effectif ou la croissance économique étrangère. Selon leurs résultats, la production manufacturière de trente états a été affectée négativement par la croissance plus élevée de la productivité étrangère relativement à celle américaine, alors que seulement douze états ont connu une hausse significative de leur taux de croissance du PIB réel suite à une appréciation du taux de change réel effectif au cours de la période étudiée, un constat similaire ayant également été obtenu dans l'analyse par secteur industriel. Cependant, aucun état n'a été affecté négativement à un niveau significatif par une appréciation tel qu'anticipé. De plus, les auteurs concluent que la croissance économique d'un état est beaucoup plus sensible à la croissance américaine qu'à celle étrangère.

Les résultats de Carlino et coll. sont toutefois contestables puisque leurs données à l'égard de la croissance économique étrangère et du taux de change réel effectif sont similaires pour l'ensemble des états, soit la moyenne nationale. Une telle hypothèse ne prend donc pas en considération la spécificité des marchés d'exportation des états, ce qui peut mener à des estimations qui reflète mal le véritable effet des variations de taux de change.

Un taux de change réel effectif et une demande étrangère spécifique à chaque état ont été utilisé simultanément pour la première fois dans une étude régionale américaine par Cronovich et Gazel (1998) qui ont pondéré ces deux variables selon le poids relatif des

partenaires commerciaux des états. Leur étude porte sur les déterminants des exportations manufacturières au niveau international de l'ensemble des états américains et du District de Columbia pour la période allant de 1987 à 1991. Au total, 52 pays sont considérés pour construire les variables de demande étrangère pondérée et de taux de change réel effectif, représentant plus de 90% des exportations manufacturières de la plupart des états. Différentes fonctions d'exportation sont estimées par les auteurs afin de tester la robustesse de leurs résultats qui démontrent que la prise en compte de la spécificité des partenaires commerciaux de chaque état est importante dans l'estimation des déterminants des exportations. Comme anticipé par les auteurs, les résultats indiquent qu'une hausse du PIB réel des pays transigeant avec un état a un impact positif et significatif sur les exportations de l'état en question et que l'appréciation du taux de change réel effectif d'un état affecte négativement ses exportations avec un délai d'un an. Contrairement à Carlino et coll., Cronovitch et Gazel obtiennent donc des résultats significatifs et cohérents avec la théorie économique. L'utilisation de variables effectives propres à chaque état pour le taux de change réel et la demande étrangère peut notamment expliquer les résultats significatifs obtenus. Bien que leur modèle vise essentiellement à estimer l'importance d'intégrer les facteurs de demande dans une fonction d'exportation au niveau régional, les auteurs considèrent également une variable pour tenir compte des facteurs d'offre dans la détermination des exportations. La variable retenue est le PIB réel des états, qui vise à représenter la dotation en facteurs de ces derniers. Cronovich et Gazel mentionnent que des variables reflétant l'emploi et le stock de capital au niveau des états pourraient également être utilisées mais que puisque leur étude vise essentiellement à déterminer l'utilité d'intégrer des facteurs de demande propres à chaque état un tel exercice n'est pas fait. Cette variable est significative et indique que plus la production d'un état est élevée, plus ce dernier exportera.

Hervey et Strauss (1998) ont également pris en considération la spécificité régionale à l'égard des différents partenaires commerciaux des régions américaines en construisant un indice de taux de change réel effectif pondéré comprenant 44 pays, les exportations américaines de biens vers ces pays représentant plus de 90% du total. De plus, un indice de croissance économique étrangère a également été calculé, intégrant vingt principaux

marchés d'exportation pour chacune des huit régions américaines étudiées, ces dernières correspondant aux subdivisions géographiques du *Bureau of Economic Analysis* du ministère américain du Commerce. Contrairement à Cronovich et Gazel, ces variables sont rarement significatives dans les équations visant à expliquer la croissance économique réelle d'une région donnée au cours de la période allant de 1970 à 1997. Les résultats plus significatifs obtenus par Cronovitch et Gazel pourraient s'expliquer par la méthode d'estimation utilisée. Alors que Hervey et Strauss procèdent à leurs estimations région par région, Cronovitch et Gazel estiment un modèle en panel pour 48 états américains, accroissant ainsi le nombre d'observations et l'information à l'intérieur du modèle. Dans leurs travaux, Hervey et Strauss intègrent également à leur modèle des variables reflétant la croissance du PIB réel américain et de la région en question lors de la période précédente afin de prendre en considération les influences domestiques sur la croissance régionale. Leurs résultats indiquent que le facteur principal influençant la croissance économique de chacune des régions américaines est la croissance de l'économie américaine dans son ensemble, les menant à conclure que bien que les marchés étrangers soient importants pour l'économie américaine, dans une perspective régionale l'économie nationale demeure le facteur principal influençant la croissance économique.

3 DEGRÉ D'OUVERTURE DES RÉGIONS CANADIENNES AU COMMERCE EXTÉRIEUR

Une appréciation du taux de change affecte les régions canadiennes à travers différents canaux de transmission, d'abord par l'effet négatif sur les revenus et les profits des exportateurs ainsi que par la perte de compétitivité sur le marché américain. Deuxièmement, étant donné que l'appréciation du dollar implique nécessairement une diminution du prix des importations, les firmes et les consommateurs canadiens voudront substituer leurs achats de produits domestiques par des produits importés moins dispendieux. Ce qui fera en sorte de réduire les revenus des producteurs canadiens qui sont en concurrence avec les compagnies étrangères sur le marché domestique. Troisièmement, ces effets négatifs seront vraisemblablement amoindris par le fait que le renchérissement du dollar canadien réduira le coût des équipements et des matériaux importés pour les producteurs canadiens. Cet effet positif diminuera la perte nette résultant des deux premiers canaux.

Évidemment, les régions canadiennes qui sont davantage tournées vers le commerce extérieur sont également susceptibles d'être plus affectées par les fluctuations de taux de change réel. Afin d'évaluer le degré d'exposition des régions au commerce avec les États-Unis, nous produisons dans le tableau 3.1 le ratio des exportations de marchandises au PIB pour les régions canadiennes.[3] Le ratio des exportations totales (vers tous les pays) de marchandises en proportion du PIB n'est montré qu'à titre d'indication.

---

[3] Les données portant sur le commerce présentées dans le tableau 3.1 ne couvrent que les exportations de biens et proviennent du site Internet de Strategis (http://www.strategis.ic.gc.ca/sc_mrkti/tdst/frndoc/tr_homep.html). L'exclusion du commerce de service s'explique par le fait que ces données ne sont pas disponibles sur une base régionale. Cependant, cette omission change peu le portrait puisque les exportations de marchandises représentent près de 90% du total des exportations canadiennes. Les données sur les exportations sont associées à la région d'origine, soit celle où le produit a été extrait ou fabriqué. Pour ce qui est des données sur les importations internationales de biens par régions, elles ne sont pas présentés dans le cadre de cette analyse puisqu'elles présentent des divergences notables avec ce à quoi il aurait lieu de s'attendre, reflétant la région de dédouanement d'un bien, ce qui diffère du lieu de consommation ou d'utilisation de ce dernier. De plus, il est important de noter que les données sur les importations ne nous permettent pas de distinguer les importations de produits finis, à travers lesquelles l'appréciation du dollar a un effet négatif, des importations de produits intermédiaires, lesquelles

Les résultats pour le degré d'ouverture basé sur les exportations vers les États-Unis démontrent que l'Ontario (42,5) est la seule région dont le ratio est supérieur à la moyenne nationale (36,0), suggérant ainsi qu'elle est plus susceptible d'être touchée par les fluctuations de taux de change réel par le premier canal de transmission. La région des Prairies (26,4) présente un ratio légèrement sous la moyenne nationale, suivi par le Québec (25,3) et par la région de l'Atlantique (21,4), puis par la Colombie-Britannique (16,4) qui ferme la marche.

Tableau 3.1
Exportations des régions canadiennes en proportion du PIB, 1998 – 2002

Régions	Exportations totales en proportion du PIB	Exportations vers les É.-U. en proportion du PIB
Atlantique	26,6	21,4
Québec	30,0	25,3
Ontario	46,6	42,5
Prairies	32,7	26,4
Colombie-Britannique	24,5	16,4
Canada	**43,8**	**36,0**

Sources : Statistiques Canada, Strategis (http://www.strategis.ic.gc.ca/sc_mrkti/tdst/frndoc/tr_homep.html).

Sur la base de ces résultats, nous pouvons nous attendre à ce que l'Ontario soit plus sensible à une variation de taux de change réel, suivie par les Prairies et le Québec, puis finalement par les deux régions côtières.

engendrent un impact positif pour les producteurs canadiens. Par conséquent, les importations n'ont pas été prises en compte dans la présente analyse.

4 MODÈLES EN PANEL AVEC DONNÉES ANNUELLES

En s'appréciant, une devise réduit la compétitivité des entreprises d'un pays ou d'une région sur les marchés étrangers et diminue du même coup ses exportations internationales. Pour un pays comme le Canada, où les exportations comptent pour une forte proportion de l'activité économique, une variation significative du taux de change réel peut ainsi avoir un effet marqué sur l'économie dans son ensemble, ainsi que sur celle de ses régions. Notre travail vise donc à estimer l'impact d'une variation de taux de change réel sur les économies régionales canadiennes. [4] La première des deux approches utilisées dans ce document pour analyser empiriquement ces effets consiste à estimer des modèles en panel.

4.1 Méthodologie

Pour les provinces/régions canadiennes, les données officielles du PIB réel, la variable habituelle qui mesure l'ensemble de l'activité économique, sont publiées seulement sur une base annuelle par Statistique Canada. La technique d'estimation la plus utilisée lorsqu'on travaille avec des données annuelles et un groupe de régions (ou pays) est l'estimation en panel. Cette technique est supérieure à l'estimation d'un modèle individuel pour chaque région dans la mesure où elle prend en compte l'information contenue dans les variables de toutes les autres régions lors de l'estimation. De plus, elle maximise le degré de liberté et ainsi la précision de nos estimateurs. Plus spécifiquement, nous utilisons l'approche de Carlino et coll. (1994) qui ont analysé empiriquement l'impact d'une variation du dollar américain sur l'économie des états américains.

[4] Les cinq régions canadiennes considérées dans cette étude sont l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique.

Notre modèle de base s'écrit de la façon suivante sous forme logarithmique :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_{i1} xr_{t-1} + \beta_2 y_t^{US} + \beta_3(\omega_{it} - \omega_t^{US}) + e_t \qquad (4.1)$$

où y_{it} = Produit intérieur brut réel de la région *i*

xr_{t-1} = Taux de change réel ($É.-U./$CAN), retardé d'une période

y_t^{US} = Produit intérieur brut réel américain

ω_t^{US} = Productivité américaine (production par employé)

$\omega_{i,t}$ = Productivité (production par employé) de la région *i*

Le modèle fait donc intervenir des variables du côté de la demande (taux de change réel et demande américaine) et de l'offre (différentiel de productivité). Le modèle de base est estimé de telle sorte que le coefficient associé à la constante est le même pour toutes les régions, même chose pour celui associé à la demande étrangère et au différentiel de productivité.[5] Le modèle de base permet au coefficient associé à la variable de taux de change réel de prendre des valeurs différentes selon les régions canadiennes, ce qui nous intéresse particulièrement dans cette étude. Puisque les résultats présentés dans la littérature (notamment Krugman et Baldwin (1987)) indiquent la présence d'un délai d'un an entre une variation de taux de change réel et son effet sur le niveau des exportations, notamment en raison de l'existence de rigidité dans les prix et les contrats à court terme, notre variable est retardée d'une année.

Étant donné que la matrice de covariance W n'est pas de type $\sigma^2 I$, le modèle doit être estimé en utilisant l'approche des moindres carrés généralisés (GLS) $\hat{\beta} = (X' W^{-1} X)^{-1} X' W^{-1} y$. En pratique, toutefois, les éléments de la matrice de covariance ne sont pas connus et doivent donc être estimés $\hat{W}$, ce qui nous mène à

[5] Comme nous le verrons plus loin, le modèle estimé avec des effets fixes, c'est-à-dire en permettant que le coefficient associé à la constante puisse différer d'une région à l'autre, donne des résultats similaires. De plus, le fait de permettre au coefficient associé à la variable d'activité économique étrangère et/ou à la variable de différentiel de productivité de prendre des valeurs différentes selon les régions n'affecte pas considérablement les résultats.

utiliser les moindres carrés généralisés efficaces (FGLS) $\hat{\hat{\beta}} = (X'\hat{W}^{-1}X)^{-1}X'\hat{W}^{-1}y$. De plus, nous appliquons la correction de White pour l'hétéroscédasticité observée entre les éléments du panel.[6]

De la manière dont notre variable de taux de change réel est construite, une variation à la hausse signifie une appréciation du dollar canadien face à la devise américaine alors que l'opposé indique une dépréciation. Par conséquent, nous nous attendons à ce que les coefficients associés à la variable de taux de change réel (retardée d'une année) soient négatifs, une appréciation de la devise canadienne devrait réduire la compétitivité des entreprises canadiennes aux États-Unis et du même coup diminuer les possibilités d'exportation, amenant un ralentissement de la croissance économique[7]. Notre attente relativement à la variable de demande américaine est que le coefficient soit positif, une hausse de la croissance aux États-Unis étant associée à une augmentation de la croissance économique canadienne. Finalement, nous anticipons que le coefficient associé à la variable de différentiel de croissance de la productivité entre une région canadienne et les États-Unis sera positif. Ainsi, si la productivité d'une région canadienne s'accroît plus rapidement que celle américaine, les entreprises canadiennes seront relativement plus compétitives face aux entreprises américaines et leurs exportations devraient augmenter, accélérant aussi la croissance de leur PIB réel.

4.2 Choix et analyse des données

Les exportations vers les États-Unis représentent une forte proportion de la destination des exportations canadiennes et celle-ci s'est accrue au fil des années. En 2002, 87,2% des exportations canadiennes de marchandises étaient acheminées vers les États-Unis comparativement à 74,9% en 1990. Tel qu'illustré au tableau 4.1, le marché américain constitue la principale destination de l'ensemble des régions canadiennes et la proportion

---

[6] Les tests usuels d'autocorrélation montrent que le modèle est bien spécifié.

[7] Tel que mentionné précédemment, l'impact d'une appréciation de taux de change réel peut avoir un effet positif sur l'économie en réduisant le coût des intrants et des équipements importés. Toutefois, il serait surprenant d'obtenir un signe positif pour le coefficient associé au taux de change réel, les effets négatifs, notés précédemment, d'une appréciation du taux de change étant plus substantiels.

a considérablement augmentée pour chaque région. À l'exception de la Colombie-Britannique, plus de 80% des exportations internationales des autres régions étaient destinées vers les États-Unis en 2002.

Tableau 4.1
Proportion des exportations internationales de marchandises en direction des États-Unis par région, 1990 et 2002
(en pourcentage)

	1990	2002	Variation (en p.p.)
Atlantique	66,7	83,0	16,3
Québec	75,7	83,8	8,1
Ontario	85,9	93,4	7,5
Prairies	67,0	82,9	15,9
Colombie-Britannique	43,4	68,2	24,8
Canada	**74,9**	**87,2**	**12,3**

Source : Strategis (http://www.strategis.ic.gc.ca/sc_mrkti/tdst/frndoc/tr_homep.html).

Les études américaines (Cronovitch et Gazel (1998) et Hervey et Strauss (1998)) qui ont utilisé des indices effectifs pour les variables de taux de change réel et de demande étrangère ont démontré l'intérêt de procéder ainsi en raison de la grande diversité des marchés d'exportation, et le poids associé à chacun, pour les états et régions américaines. Le contexte canadien diffère quant à lui, les variations observées entre les régions canadiennes étant peu prononcées puisque les échanges commerciaux avec les États-Unis constituent la très forte majorité du commerce pour chacune des régions au Canada. Ce constat a été démontré par Bourque (2003) qui illustre que les indices de taux de change réels effectifs des régions canadiennes évoluent généralement dans le même sens et selon le même ordre de grandeur que l'indice canadien, qui pour sa part est fortement corrélé à l'évolution de la devise canadienne face au dollar américain.

Puisque les États-Unis représentent de loin le principal marché d'exportation[8] pour chacune des régions canadiennes et afin de simplifier le modèle, nous utiliserons le PIB réel américain comme variable d'activité économique étrangère. De plus, en utilisant le taux de change réel bilatéral Canada/États-Unis, nous pouvons estimer l'équation 4.1 sur la période allant de 1981 à 2002 plutôt qu'à partir de 1990, année à partir de laquelle les indices pondérés sont disponibles.[9]

Les données pour la variable de PIB réel régional proviennent des comptes économiques provinciaux publiés par Statistique Canada. Ces séries ont également servi à construire les variables de productivité qui sont définies comme le ratio du PIB réel d'une région sur le nombre total d'employés dans la région concernée. Finalement, le taux de change réel entre le dollar canadien et américain est calculé à partir de l'indice de prix à la consommation excluant les aliments et l'énergie pour les deux pays et représente une moyenne des taux de change réel mensuels moyens pour chacune des années. Toutes nos variables sont sous forme logarithmique.

L'application des tests appropriés de racine unitaire sur les variables montre qu'elles sont stationnaires en première différence. Pour plus de détails concernant l'application de ces tests ainsi que les résultats, voir l'annexe C.

4.3 Résultats

Les résultats de la section précédente suggèrent que nous estimions le modèle de base (équation 4.1) en première différence qui prendra ainsi la forme suivante :

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_{i1}\Delta xr_{t-1} + \beta_2 \Delta y_t^{US} + \beta_3 \Delta(\omega_{i,t} - \omega_t^{US}) + e_t \qquad (4.2)$$

---

[8] Voir les graphiques B.1 à B.5 en annexe pour une distribution de la destination des exportations internationales de marchandises des régions canadiennes.

[9] Cependant, il est possible que les résultats pour la Colombie-Britannique ne soient pas du même ordre de grandeur que ceux pour les autres régions étant donné les liens plus étroits qu'a cette province avec l'économie asiatique.

4.3.1 Modèle de base

Les résultats présentés dans la deuxième colonne du tableau 4.2 (modèle 1, voir page 20) sont cohérents avec nos attentes. Premièrement, la variable de demande étrangère obtient un coefficient relativement élevé et fortement significatif. Un tel résultat illustre bien la dépendance de l'économie canadienne et de ses régions à l'économie américaine au cours de la période étudiée.

En second lieu, le coefficient associé à la variable de différentiel de productivité entre les régions canadiennes et les États-Unis est également fortement significatif et positif indiquant comme anticipé qu'une hausse plus marquée de la productivité dans une région canadienne par rapport aux États-Unis représente un gain de compétitivité pour celle-ci et accroît ses exportations sur le marché américain, augmentant ainsi la croissance réelle de son économie.

Finalement, les coefficients associés à la variable de taux de change réel indiquent que l'Ontario est la région la plus affectée par une variation du dollar canadien face à la devise américaine. Une appréciation de 1% du dollar canadien implique une baisse de 0,115% de la croissance réelle du PIB en Ontario. Le Québec et les Prairies suivent de près avec un impact négatif statistiquement significatif qui se situe à -0,085% et -0,082% respectivement. L'effet élevé d'une variation de taux de change réel dans les régions de l'Ontario et du Québec est cohérent avec nos attentes puisqu'elles sont les principales régions manufacturières au Canada[10], cette industrie étant plus sensible aux variations de taux de change réel.[11] L'effet important sur les Prairies nous laisse quelque peu perplexes étant donné la proportion élevée de son économie qui repose sur le secteur primaire, ce dernier étant moins sensible à une variation de taux de change réel. L'impact est beaucoup plus faible et non significatif dans la région des provinces de l'Atlantique (-0,036%) et de la Colombie-Britannique (-0,021%). Les résultats non-significatifs et plus faibles associés aux coefficients de taux de change réel pour ces deux régions

---

[10] Voir les graphiques D.1 à D.6 en annexe pour un aperçu de la structurelle industrielle des régions canadiennes.

[11] Pour une estimation de l'impact sectoriel d'une variation de taux de change voir Gaudreault (2003). L'auteur montre notamment que le secteur de la fabrication de matériel de transport, qui est très important en Ontario, est beaucoup plus sensible à un choc de taux de change réel que la moyenne du secteur manufacturier.

pourraient refléter leur situation géographique, ces deux régions étant situées aux extrémités du Canada. De plus, la proportion du secteur des services dans ces économies est la plus élevée des cinq régions, ce secteur étant moins sensible aux variations de taux de change réel.[12]

Dans l'ensemble, les résultats reflètent bien l'analyse du degré d'ouverture des régions canadiennes au commerce extérieur présentée à la section 3. D'autre part, en calculant la moyenne pondérée (par la part des économies régionales dans le pays) des coefficients obtenus pour les régions, on arrive à une réponse moyenne de -0,087% pour le pays dans son ensemble, ce qui correspond très étroitement aux résultats de simulations du Modèle Économique et Fiscal Canadien (MEFC) du ministère des Finances publiés dans DeSerres, Robidoux et Wong (1998). À l'aide de ce modèle structurel complexe à plusieurs équations, ces auteurs obtiennent un effet de -0,09% sur le PIB réel canadien après une année suite à une appréciation de 1% du taux de change nominal.

4.3.2 Analyse de sensibilité et robustesse

Afin de tester la robustesse du modèle, nous avons premièrement procédé à des estimations en utilisant différentes constructions des variables.[13] Nous avons notamment utilisé une variable de taux de change réel construite avec les coûts unitaires de main-d'œuvre, ainsi qu'une autre construite avec l'indice implicite du PIB, de même qu'une variable de productivité calculée sur la base des heures travaillées plutôt que du nombre total d'emplois. Ces légères modifications ne changent pas les résultats et démontrent, en général, la robustesse du modèle.

---

[12] Nous avons procédé à l'estimation de l'équation 3.2 en ajoutant une variable de taux de change réel entre le dollar canadien et le yen japonais afin d'évaluer si l'ajout de cette variable pourrait rendre les résultats significatifs pour la Colombie-Britannique. Suite à un tel ajout, seulement le coefficient associé à la Colombie-Britannique est négatif et significatif mais le coefficient propre à la Colombie-Britannique pour le taux de change entre les dollars canadien et américain demeure non-significatif.

[13] Les résultats des tests de sensibilité ne sont pas présentés entièrement dans le texte, mais sont disponibles auprès des auteurs.

De plus, nous avons procédé à quelques modifications de la spécification du modèle de base en utilisant premièrement des effets fixes[14], et ensuite en permettant aux coefficients des autres variables du modèle de différer pour chacune des régions. Les résultats de l'estimation du modèle avec effets fixes (modèle 2) présentés dans la troisième colonne du tableau 4.2, montrent des coefficients associés à la variable de taux de change réel relativement semblables à ceux obtenus avec le modèle de base. Dans ce modèle, le Québec semble plus sensible aux variations de taux de change réel que l'Ontario; la différence est toutefois infime. Les trois autres régions obtiennent des coefficients presque identiques à ceux du modèle de base.

Le modèle 3, qui permet aux coefficients de la variable d'écart de productivité de différer entre les régions et dont les résultats sont présentés dans la colonne suivante du tableau 4.2, montre une dynamique régionale semblable en tous points à celle obtenue avec le modèle de base quant à l'impact des variations de taux de change réel. D'autre part, les coefficients régionaux associés à la variable de différentiel de productivité sont tous statistiquement significatifs à l'exception de celui pour le Québec.

La cinquième colonne montre les résultats du modèle dans lequel les effets de la demande étrangère diffèrent d'une région à l'autre (modèle 4). Premièrement, on observe que l'Ontario obtient le plus fort coefficient, reflétant ainsi son lien commercial plus important avec États-Unis. Les autres régions affichent des coefficients légèrement plus faibles, mais également élevés. Pour l'ensemble des régions les coefficients associés à la demande américaine sont tous statistiquement très significatifs. Les résultats relatifs à la variation de taux de change réel présente de nouveau une structure qui ressemble à celle du modèle de base, bien que le coefficient pour la région des Prairies suggère cette fois que cette économie est plus sensible que celle de l'Ontario et du Québec.

La dernière colonne présente les résultats du modèle utilisant des effets fixes et permettant à chacune des trois variables indépendantes de varier selon la région (modèle

[14] Nous utilisons un modèle à effets fixes plutôt qu'à effets aléatoires puisque notre panel consiste en l'ensemble des cinq régions canadiennes, un modèle à effets aléatoires aurait été approprié si notre panel avait consisté en un échantillon de notre population pour laquelle les inférences auraient été faites.

5). Les résultats suggèrent de nouveau que l'impact d'une variation de taux de change est plus important pour les régions de l'Ontario, des Prairies et du Québec, cette dernière région semblant cette fois être plus sensible à un changement de taux de change réel. Dans ce modèle, les régions affichent de nouveau un coefficient associé à la demande américaine très significatif, l'Ontario présentant toujours le coefficient le plus élevé. Finalement, les coefficients associés à la variable de différentiel de productivité demeurent sensiblement les mêmes que dans le modèle 3 pour chacune des régions et ils sont tous statistiquement significatifs à l'exception de celui pour le Québec.

Malgré les légères différences, les résultats sont relativement robustes selon les modèles estimés. Dans l'ensemble, les régions du Québec, de l'Ontario et des Prairies sont les plus affectées par les variations de taux de change réel. Les résultats montrent également que les régions canadiennes sont très sensibles aux fluctuations de la croissance économique américaine, l'Ontario présentant le coefficient le plus élevé. Pour sa part, le coefficient associé à la variable de différentiel de productivité varie également peu selon la spécification du modèle et indique qu'une hausse plus élevée de la productivité dans une région canadienne par rapport aux États-Unis est associée à une hausse de la croissance réelle de son économie.

Tableau 4.2
Résultats des modèles 1 à 5 basés sur l'équation 4.2

	Modèle 1 (éq. 4.2)	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Δxr_{t-1}					
Atlantique	-0,0359	-0,0433	-0,0396	-0,0505	-0,0510
Québec	-0,0849*	-0,1040**	-0,0923**	-0,0873*	-0,1218**
Ontario	-0,1151**	-0,0961**	-0,1132*	-0,0863*	-0,1018*
Prairies	-0,0818**	-0,0872**	-0,0895***	-0,0997***	-0,0881***
C.-B.	-0,0208	-0,0083	-0,0199	-0,0054	-0,0006
Δy_t^{US}	0,9989***	1,0023***	0,9592***		
Atlantique				0,9260***	0,7711***
Québec				0,9885***	1,0608***
Ontario				1,1486***	1,2915***
Prairies				0,9085***	0,7371***
C.-B.				1,0788***	0,9255***
$\Delta(\omega_{t,j} - \omega_t^{US})$	0,7092***	0,7177***		0,7073***	
Atlantique			0,7149***		0,5909***
Québec			0,3113		0,2779
Ontario			0,8069***		0,6932***
Prairies			0,8861***		0,9018***
C.-B.			0,5498***		0,6461***
Constante ou effets fixes	-0,2452		-0,1928	-0,2492	
Atlantique		-0,3703			0,2924
Québec		-0,5361			-0,9126
Ontario		0,0164			-0,8638
Prairies		-0,3311			0,4684
C.-B.		0,1769			0,3308
R^2 ajusté	0,6872	0,6831	0,6915	0,7016	0,7190

Note : * Significatif à un niveau de confiance de 90%, ** 95% et *** 99%.

5 MODÈLES VAR STRUCTURELS AVEC DONNÉES TRIMESTRIELLES

La deuxième approche que nous utilisons, est l'une des techniques économétriques les plus utilisées pour analyser le comportement dynamique de variables macroéconomiques, soit la méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR) introduite par Sims (1980). L'avantage d'utiliser cette technique est qu'elle permet de prendre en compte les relations économiques entre les régions, et, jumelée à l'utilisation de données trimestrielles, elle permet d'introduire beaucoup plus de dynamique entre les variables. L'outil le plus populaire de cette méthodologie est le sentier de réponse dynamique. Celui-ci permet d'évaluer l'impact d'un choc spécifique sur le comportement des variables du système, par exemple l'effet cumulatif après un certain nombre de périodes d'un choc structurel de taux de change réel sur l'activité économique régionale.

5.1 Méthodologie

Le modèle que nous utilisons est basé sur celui proposé par Gaudreault (2002) pour estimer l'impact régional de la politique monétaire au Canada. Dans ce modèle, l'activité économique de chacune des régions[15] est représentée par une équation afin de tenir compte des relations économiques inter-régionales. C'est-à-dire qu'un seul modèle est estimé pour l'ensemble des régions. En fait, le système structurel du vecteur X_t (qui inclut toutes les variables) s'écrit comme suit :

$$AX_t = B(L)X_{t-1} + e_t \qquad (5.1)$$

où A est une matrice n x n représentant les relations contemporaines entre les variables, $B(L)$ est une matrice polynomiale n x n contenant les coefficients associés aux variables retardées du système, et e_t est un vecteur n x 1 contenant les innovations structurelles.

---

[15] Comme dans la section précédente, les cinq régions canadiennes sont définies de la façon suivante : les provinces de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les Prairies, et la Colombie-Britannique.

Dans une première étape, on procède à l'estimation par moindres carrés ordinaires du système en forme réduite avec un nombre approprié de retards sur les variables[16] :

$$X_t = C(L)X_{t-1} + u_t \qquad (5.2)$$

où $C(L) = A^{-1}B(L)$ est la matrice des coefficients estimés et $u_t = A^{-1}e_t$ est le vecteur n x 1 des résidus.

L'étape suivante consiste à récupérer le modèle structurel (5.1) puisque les résidus des équations de la forme réduite sont corrélés de façon contemporaine, et que, par conséquent, il est difficile d'interpréter les réponses dynamiques. En imposant un ordre préétabli aux variables dans le système ainsi que certaines restrictions contemporaines, on peut récupérer le modèle structurel à partir de la forme réduite estimée. On appelle cette structure d'identification, la décomposition de Choleski.[17] La représentation moyenne mobile du modèle structurel nous permet de calculer finalement les sentiers de réponse dynamique :

$$X_t = \left[I - C(L)L\right]A^{-1}e_t = \Gamma(L)e_t \qquad (5.3)$$

À travers la matrice polynomiale d'ordre infini $\Gamma(L)$, il nous est possible d'analyser le comportement des variables du système suite aux différents chocs structurels. Les

---

[16] Le nombre approprié de retards sur les variables du système est déterminé avec les critères d'Akaike, Schwartz, et Hannan & Quinn, ainsi qu'à l'aide de deux tests de type LM sur les résidus de chacune des équations : le test d'autocorrélation de Breush-Godfrey et le test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH). Sur un maximum de six retards, le critère d'Akaike suggère le maximum alors que les deux autres ne suggèrent qu'un seul retard. Les tests résiduels appliqués sur des modèles avec ces deux structures de retards montrent que les résidus ne se comportent pas comme un bruit blanc. Le modèle avec une structure de trois retards semble donner les meilleurs résultats du point de vue des tests sur les résidus. Nous choisissons donc trois retards.

[17] Nous utilisons cette méthode d'identification parce que c'est la plus simple quant à l'application. Nous verrons plus loin que les résultats sont robustes à la procédure d'identification du modèle structurel.

intervalles de confiance sont construits avec la méthode du « bootstrap » à partir de 1000 expériences de Monte Carlo à un niveau de confiance de 95%.[18]

5.2 Choix et analyse des données

Comme le titre l'indique, cette section de l'étude emploie des données trimestrielles. La période d'estimation s'étend du deuxième trimestre de 1981 au quatrième trimestre de 2002, soit une période comparable à celle de la section précédente avec des données annuelles.

L'activité économique régionale est mesurée par le produit intérieur brut (PIB) réel provincial estimé par le *Conference Board of Canada*, étant donné qu'il n'existe pas de données trimestrielles officielles pour le PIB réel provincial. Le taux de change réel bilatéral entre le Canada et les États-Unis est calculé avec l'indice des prix à la consommation (excluant les aliments et l'énergie) propre à chacun des pays et représente la moyenne des taux de change réel mensuels moyens au cours des différents trimestres. Cette variable est construite de façon à ce qu'une hausse du taux de change réel implique une appréciation du dollar canadien par rapport au dollar américain.

D'autres variables importantes pour l'économie canadienne sont introduites dans le modèle. Pour mesurer l'activité économique étrangère, nous utilisons le PIB réel des États-Unis. La politique monétaire canadienne est mesurée par le taux d'intérêt réel de court terme. Nous utilisons également l'indice réel de prix des produits de base construit par le ministère des Finances, le prix des matières premières étant une variable importante pour l'économie canadienne et dans la détermination du taux de change réel. À l'exception du taux d'intérêt réel, toutes les variables sont utilisées sous forme logarithmique. De plus, les tests usuels de racine unitaire montrent que les variables sont

[18] La méthode du « bootstrap » est basée sur l'estimation de la forme réduite du VAR. À l'aide des estimés obtenus et du vecteur des résidus dont on a permuté les éléments, on génère un certain nombre d'observations artificielles des variables. Cette expérience est répétée 1000 fois. Pour chaque simulation, on ré-estime le VAR avec les variables générées artificiellement afin d'obtenir de nouveaux estimés des paramètres de la forme réduite. En prenant la représentation moyenne mobile, nous obtenons les 1000 sentiers de réponse dynamique estimés. Les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance de 95% sont les 25^{e} et 975^{e} sentiers obtenus.

stationnaires en première différence. Pour plus de détails concernant ces tests, voir l'annexe E.

5.3 Résultats

Les variables du système sont introduites dans l'ordre suivant[19] : le PIB réel des États-Unis, le PIB réel des cinq régions canadiennes (Ontario, Québec, Prairies, Atlantique, Colombie-Britannique), le taux d'intérêt réel à court terme, l'indice réel de prix des produits de base, et le taux de change réel. Dans cette sous-section, nous vérifions premièrement que les variables du système réagissent adéquatement entre elles selon la théorie économique. Nous analysons ensuite en détail les réponses dynamiques cumulatives de l'activité économique régionale suite au choc de taux de change réel. Finalement, nous effectuons quelques tests de sensibilité pour vérifier la robustesse des résultats obtenus.

5.3.1 Comportement des variables du système

La vérification du comportement dynamique des variables du système par rapport à la théorie ainsi qu'à la littérature est une étape très importante dans le processus de validation d'un modèle. Si les variables du système ne réagissent pas adéquatement entre elles, alors le modèle peut être mal spécifié et ainsi mener à une interprétation erronée des résultats qui nous intéressent plus particulièrement.

Le choc positif sur l'activité économique étrangère (PIB réel des États-Unis) a des répercussions positives sur les économies régionales. Comme nous l'anticipions, l'Ontario est la région qui bénéficie le plus de ce choc, suivie du Québec, des Prairies, des provinces de l'Atlantique, et finalement de la Colombie-Britannique. Les réponses dynamiques cumulatives de toutes les régions sont statistiquement significatives à un

---

[19] Cet ordre des variables implique que le PIB réel des États-Unis ne réagit de façon contemporaine qu'à ses innovations propres, que le PIB réel de l'Ontario ne réagit (en $t = 0$) qu'aux innovations du PIB réel des États-Unis ainsi qu'à ses innovations propres, que le PIB réel du Québec ne réagit qu'aux innovations du PIB réel des États-Unis, de l'Ontario ainsi qu'à ses innovations propres, ainsi de suite. Après avoir estimé plusieurs modèles avec un ordre des variables différent pour chaque modèle, il appert que les principaux résultats sont robustes.

niveau de confiance de 95%. Le niveau de sensibilité à l'économie américaine reflète parfaitement l'analyse de l'exposition régionale au commerce extérieur.

D'un autre côté, conformément à la théorie ainsi qu'à la littérature [Gaudreault (2002)], le choc restrictif de politique monétaire (hausse du taux d'intérêt réel) a un impact négatif beaucoup plus fort sur l'Ontario. Viennent ensuite dans l'ordre : le Québec, les Prairies, la Colombie-Britannique et les provinces de l'Atlantique. Les réponses dynamiques cumulatives de toutes les régions sont statistiquement significatives, à l'exception de celle de l'Atlantique.

L'effet régional d'un choc positif de prix des produits de base est également conforme à l'intuition théorique. Les régions historiquement importatrices nettes de matières premières (Ontario, Québec, Atlantique) voient leur activité économique diminuer légèrement et de façon significative suite à une hausse des prix des produits de base, tandis que les Prairies (région historiquement exportatrice nette de matières premières) bénéficient significativement de cette hausse. La réponse dynamique cumulative de la Colombie-Britannique se situe aux alentours de zéro et n'est pas statistiquement significative.

5.3.2 Impact d'une hausse du taux de change réel

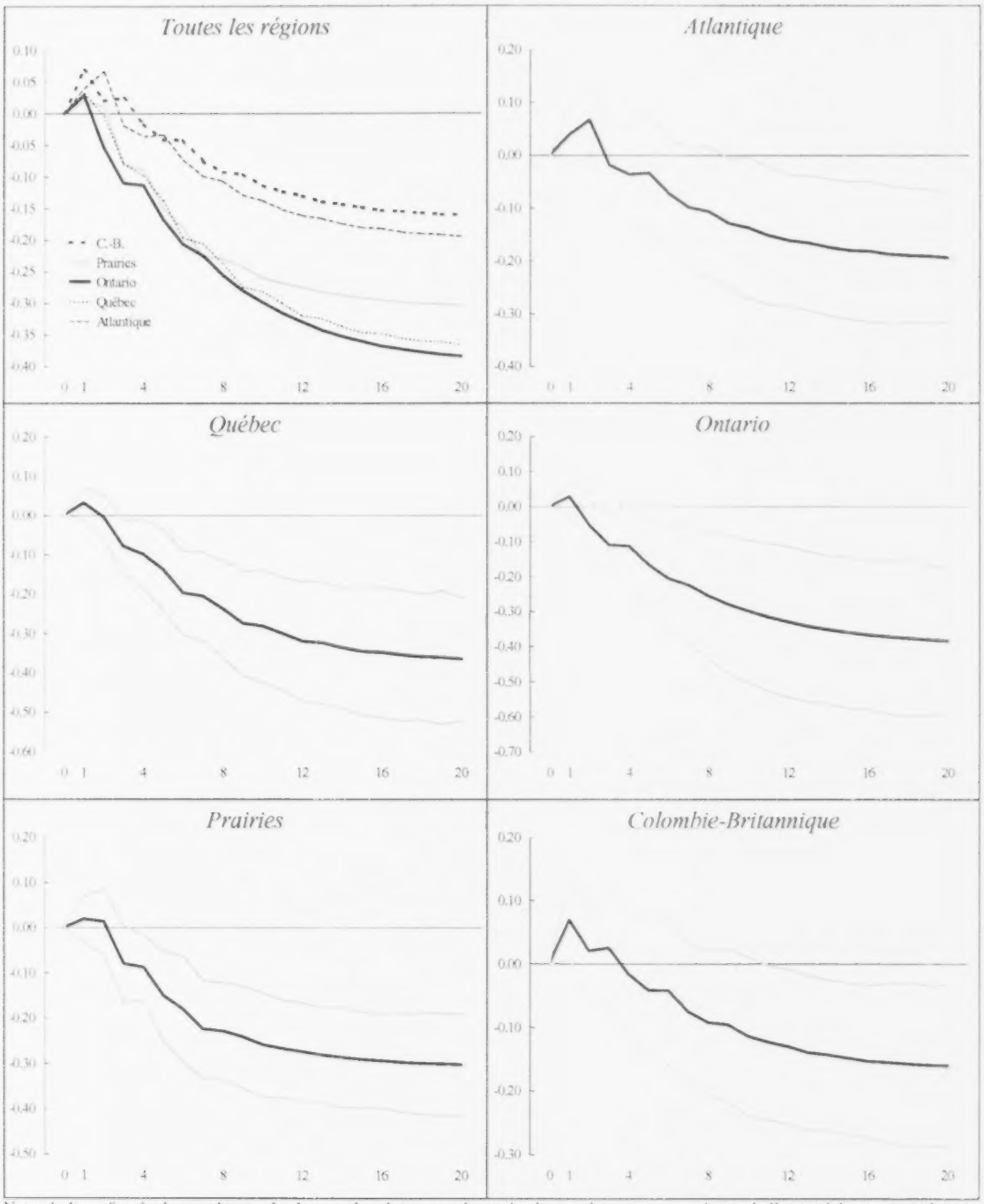
Les réponses dynamiques cumulatives de l'activité économique des régions canadiennes suite à une hausse de 1% du taux de change réel (appréciation du dollar canadien par rapport au dollar américain) sont présentées à la figure 5.1. Le premier graphique en haut à gauche de la figure 5.1 réunit les cinq réponses dynamiques cumulatives, ce qui permet de mieux discerner les différences régionales. Dans les autres graphiques, les sentiers de réponse dynamique cumulative de chaque région sont accompagnés d'un intervalle de confiance à un niveau de 95%.

On remarque qu'au cours des deux premiers trimestres suivant le choc, l'impact sur l'activité économique de toutes les régions n'est pas statistiquement différent de zéro. Par la suite, l'activité économique régionale diminue continuellement jusqu'au douzième

trimestre environ, lorsque les réponses dynamiques cumulatives deviennent relativement stables. L'effet le plus prononcé survient en Ontario, où la réponse négative de l'activité économique atteint -0,113% après quatre trimestres et -0,256% après huit trimestres. L'Ontario est suivie de près par le Québec avec un impact cumulé de -0,098% et -0,238% après quatre et huit trimestres, et par les Prairies où l'activité économique régionale diminue de 0,088% et 0,229% après le même nombre de périodes. Ce résultat n'est pas surprenant pour le Québec et l'Ontario étant donné leur secteur manufacturier relativement plus important que dans les autres régions. La réponse négative de l'activité économique des Prairies est également prononcée, à l'image des résultats obtenus avec les modèles en panel. Les réponses dynamiques cumulatives pour ces trois régions sont statistiquement significatives, contrairement à celles pour la Colombie-Britannique et la région de l'Atlantique, des régions qui semblent être moins sensibles à une appréciation du dollar canadien. L'activité économique dans ces deux régions diminue respectivement de 0,017% et 0,036% après quatre trimestres et de 0,093% et 0,107% après huit trimestres.

La dynamique régionale observée avec la méthode des VAR structurels et données trimestrielles corroborent parfaitement les résultats de la section précédente obtenus avec la méthode en panel et données annuelles, suggérant ainsi que les résultats sont robustes à la méthodologie employée. De plus, en calculant la moyenne pondérée des réponses cumulatives régionales, on obtient une réponse moyenne nationale de -0,089% après quatre trimestres, ce qui correspond au résultat de l'approche précédente et du modèle MEFC, et de -0,218% après huit trimestres. Dans leurs simulations du modèle MEFC, DeSerres *et al* (1998) trouvent un effet négatif relativement semblable sur le PIB réel du Canada après deux années (-0,18%) suivant une appréciation de 1% du taux de change nominal. Cependant, les simulations du MEFC montrent que l'activité économique réagit dès le premier trimestre suivant le choc de taux de change, un effet beaucoup plus rapide que celui obtenu dans notre étude.

Figure 5.1
Réponses dynamiques cumulatives de l'activité économique régionale (PIB réel) suite à un choc de 1% du taux de change réel



Note : la ligne foncée des graphiques de chacune des régions représente la réponse dynamique cumulative de l'activité économique de cette région à un choc de 1% du taux de change réel, tandis que les lignes pâles reproduisent l'intervalle de confiance à 95%. Lorsque l'intervalle de confiance inclut la valeur zéro, la réponse dynamique n'est pas statistiquement significative.

5.3.3 Analyse de sensibilité et robustesse

Plusieurs tests de sensibilité ont été effectués afin de vérifier la robustesse des résultats obtenus.[20] Premièrement, comme nous l'avons mentionné précédemment, le fait de changer l'ordre des variables dans le système n'altère pas nos résultats. De plus, les résultats sont robustes à la procédure d'identification du modèle structurel. En effet, au lieu d'utiliser la décomposition de Choleski, nous employons la procédure d'identification de Bernanke (1986).[21] Les résultats obtenus avec cette méthode sont presque identiques à ceux du modèle de base.

Deuxièmement, au lieu du PIB réel des États-Unis, nous utilisons la même variable d'activité économique étrangère que celle utilisée dans le modèle MEFC du ministère des Finances.[22] Les réponses cumulatives des variables d'activité économique des régions suite au choc de taux de change réel montrent que la dynamique régionale demeure intacte. Toutefois, les réponses cumulatives sont légèrement plus prononcées d'environ 0,02 points après quatre trimestres et 0,05 points après huit trimestres.

Nous avons également utilisé une variable alternative pour mesurer la politique monétaire, soit la courbe de rendement.[23] Les résultats des modèles estimés avec cette variable semblent être relativement semblables à ceux estimés avec le taux d'intérêt réel à court terme.[24]

---

20 Les résultats des tests de sensibilité ne sont pas montrés en totalité, mais sont disponibles auprès des auteurs.

21 Il s'agit également de restrictions de court terme sur la matrice A. Toutefois, le comportement contemporain des variables n'est pas fonction de l'ordre des variables dans le système, contrairement à la décomposition de Choleski. Premièrement, nous imposons qu'un choc d'activité économique spécifique à une région n'affecte l'activité économique des autres régions seulement qu'après une période. Deuxièmement, la politique monétaire, le prix des produits de base et le taux de change n'affectent l'activité économique des régions seulement qu'après une période. Troisièmement, nous imposons que les chocs de politique monétaire et d'activité économique régionale n'ont pas d'effet contemporain sur le prix relatif des produits de base.

22 Cette variable est formée par la demande finale de tous les pays du G-6 pondérée par la part des exportations canadiennes vers chacun des pays par rapport aux exportations totales. Les tests de racine unitaire effectués sur le log montrent que cette variable n'est pas stationnaire. Nous utilisons donc la première différence du log.

23 Cette variable est définie comme étant la différence entre le rendement moyen des obligations négociables du gouvernement canadien de plus de dix ans et le taux du papier de premier choix des sociétés à trois mois. Les tests habituels montrent que cette variable est stationnaire, elle apparaît donc en niveau dans le modèle.

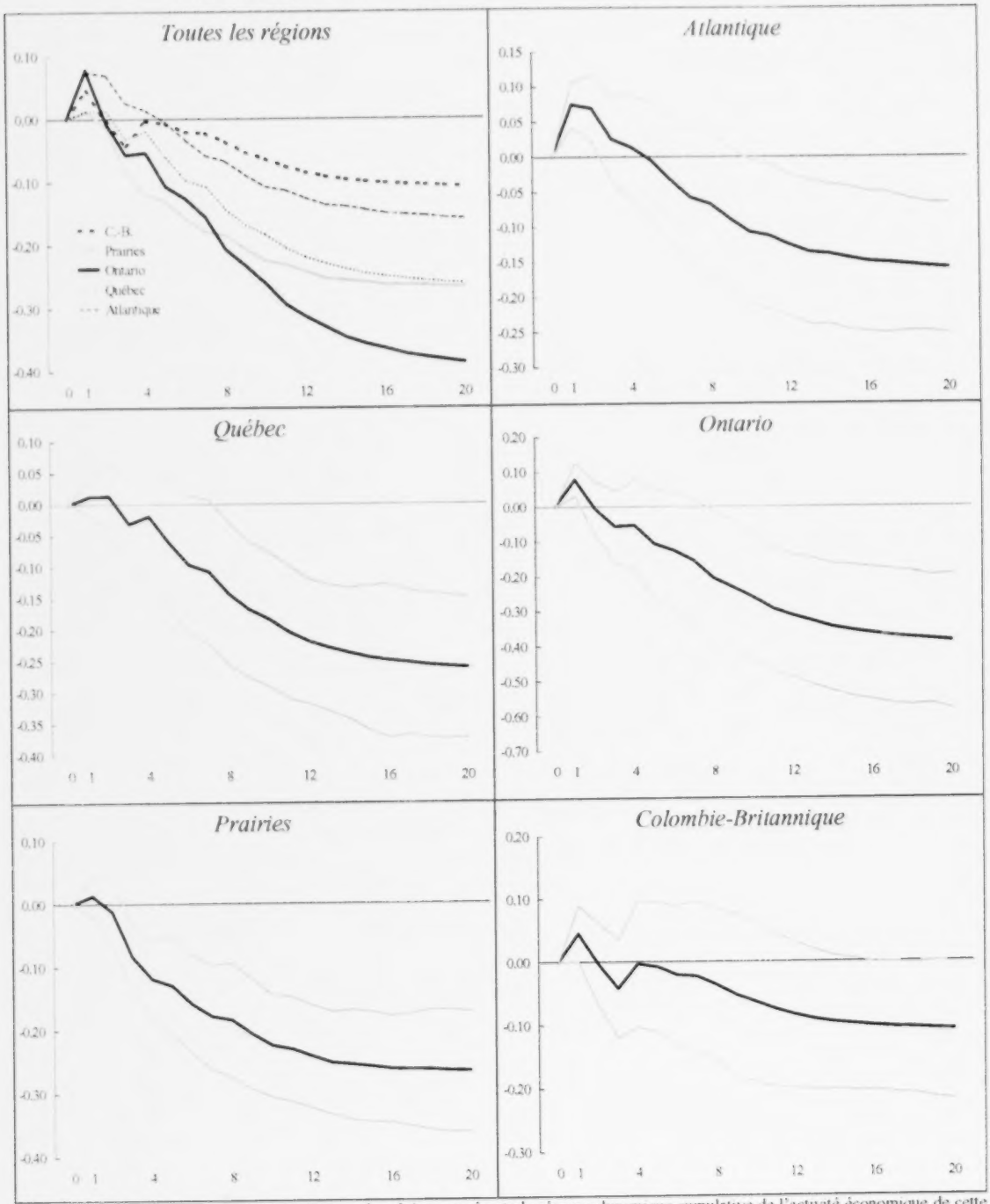
24 Sans surprise, les résultats sont moins robustes lorsque l'on utilise l'indice des conditions monétaires de la Banque du Canada puisque cette variable est construite en utilisant le taux de change, qui est déjà inclut dans le modèle.

D'un autre côté, une variable de prix réel des produits de base excluant l'énergie (pétrole et gaz naturel) a été utilisée dans le modèle sans que les résultats en soit affectés. De plus, nous avons estimé le modèle avec une variable de taux de change réel construite en utilisant les indices (canadien et américain) de prix à la consommation total, ainsi qu'avec une variable de taux de change réel effectif. Nous trouvons que les résultats sont robustes aux différentes variables de taux de change réel utilisées dans les modèles.

Finalement, nous avons utilisé une variable alternative pour mesurer l'activité économique régionale, soit l'indice composite coïncident de l'activité économique des provinces canadiennes.[25] Les indices composites provinciaux ont été construits par Lamy et Sabourin (2001) selon la méthodologie développée par le *National Bureau of Economic Research*. Présentés à la figure 5.2, les résultats du modèle estimé avec cette variable d'activité économique régionale montrent des effets négatifs plus faibles après quatre trimestres que ceux obtenus avec le modèle de base (estimé avec le PIB réel régional), sauf pour la région des Prairies qui obtient maintenant l'impact le plus fort. Par contre, après huit trimestres, nous retrouvons relativement la même dynamique régionale que dans le modèle de base. Cependant, les effets sont toujours plus faibles. L'Ontario demeure la région la plus touchée par une appréciation du dollar canadien, suivie par les Prairies et le Québec, et ensuite par les provinces de l'Atlantique et par la Colombie-Britannique.

[25] Afin d'obtenir une mesure régionale de l'activité économique, nous calculons une moyenne pondérée (par la part de chacune des économies provinciales dans la région donnée) des indices composites provinciaux pour la région de l'Atlantique et des Prairies.

Figure 5.2
Réponses dynamiques cumulatives de l'activité économique régionale (indices coïncidents) suite à un choc de 1% du taux de change réel



Note : la ligne foncée des graphiques de chacune des régions représente la réponse dynamique cumulative de l'activité économique de cette région à un choc de 1% du taux de change réel, tandis que les lignes pâles reproduisent l'intervalle de confiance à 95%. Lorsque l'intervalle de confiance inclut la valeur zéro, la réponse dynamique n'est pas statistiquement significative.

6 CONCLUSION

Dans la présente étude, nous avons utilisé deux approches dans le but d'évaluer l'impact des variations de taux de change réel sur les économies des régions canadiennes. Premièrement, nous avons estimé des modèles en panel avec des données annuelles pour la période allant de 1981 à 2002. Les résultats de ces estimations suggèrent que les économies de l'Ontario, du Québec et des Prairies sont les plus sensibles aux variations de taux de change réel. Les coefficients plus élevés associés à la variable de taux de change réel pour l'Ontario et le Québec sont cohérents avec nos attentes puisque ces provinces possèdent un important secteur manufacturier, cette industrie étant plus sensible aux variations de taux de change réel selon la littérature. Les provinces de l'Atlantique et la Colombie-Britannique obtiennent quant à elles une sensibilité beaucoup plus faible que celle des autres régions et statistiquement non significative. Nous avons également procédé à quelques modifications de la spécification du modèle afin de vérifier la sensibilité de nos résultats. Il appert que les principales conclusions demeurent valides.

Dans un deuxièmement temps, nous avons évalué le comportement dynamique de l'activité économique régionale suite à un choc de taux de change réel en utilisant la méthodologie des vecteurs autorégressifs structurels (SVAR) avec des données trimestrielles sur la même période. Les résultats de l'estimation de ces modèles montrent une dynamique régionale similaire à celle trouvée avec les modèles en panel, c'est-à-dire que l'ordre des régions par rapport à leur sensibilité respective aux variations de taux de change réel est le même. L'Ontario, le Québec et les Prairies obtiennent des réponses négatives et statistiquement significatives, tandis que les réponses de l'activité économique des provinces de l'Atlantique et de la Colombie-Britannique suite à un choc de taux de change réel sont beaucoup plus faibles et non significatives. Comme avec l'approche précédente, l'analyse de sensibilité effectuée sur les modèles SVAR suggère que les résultats sont très robustes. Notamment, lorsque l'on utilise une variable différente pour mesurer l'activité économique régionale, la dynamique entre les régions demeure relativement semblable.

BIBLIOGRAPHIE

Bourque, José. « Les indices de taux de change réel effectifs provinciaux », *Ministère des Finances du Canada*, miméo, août 2003.

Branson, William H. et James P. Love. « The Real Exchange Rate and Employment in U.S. Manufacturing: State and Regional Results », *National Bureau of Economic Research*, Working Paper # 2435, 1987, 37 pages.

Carlino, Gerald, Richard Voith et Brian Cody. « The Effects of Exchange Rate and Relative Productivity Changes on US Industrial Output at the Sate Level », *Urban Studies*, vol. 31, #2, 1994, p.219-232.

Coughlin, Cletus C. et Oliver Fabel. « State Factor Endowments and Exports: An Alternative to Cross-Industry Studies », *The Review of Economics and Statistics*, 1988, 70: 696-701.

Coughlin, Cletus C. et Thomas B. Mandelbaum. « Accounting for Changes in Manufactured Exports at the State Level: 1976-1986 », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 72, #5, septembre-octobre 1990, p.3-14.

Coughlin, Cletus C. et Patricia S. Pollard. « Comparing Manufacturing Export Growth Across States: What Accounts for the Difference? », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 2001, 83: 25-40.

Coughlin, Cletus C. et Howard J. Wall. « NAFTA and the Changing Pattern of State Exports », *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Working Paper #2000-029B, février 2002, 36 pages.

Cox, W. Michael et John K. Hill. « Effects of Lower Dollar on U.S. Manufacturing: Industry and State Comparisons », *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, mars 1988, p.1-9.

Cronovich, Ron et Ricardo Gazel. « Do Exchange Rates and Foreign Incomes Matter for Exports at the State Level? », *Journal of Regional Science*, vol. 38, #4, 1998, p.639-657.

DeSerres, Alain, Benoît Robidoux et Bing-Sun Wong. « The Canadian Economic and Fiscal Model - 1996 Version: Part 2 - Dynamic Forecasting and Simulation Properties », *Ministère des Finances du Canada*, Document de recherche #1998-06, 1998, 55 pages.

Dion, Richard. « Les tendances du commerce extérieur canadien », *Revue de la Banque du Canada*, Hiver 1999-2000, p. 31-45.

Gaudreault, Carl. « Impact économique régional d'un changement dans les conditions monétaires au Canada », *Ministère des Finances du Canada*, Document de recherche #2002-03, 2002, 45 pages.

Gaudreault, Carl. « Impact sectoriel des variations de taux de change », *Ministère des Finances du Canada*, Note analytique, 2003, à venir.

Gazel, Ricardo C. et R. Keith Schwer. « Growth of International Exports Among the States: Can a Modified Shift-Share Analysis Explain It? », *International Regional Science Review*, vol. 21, #2, 1998, p.185-204.

Helliwell, John F., Frank C. Lee et Hans Messinger. « Incidence de l'accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis sur le commerce interprovincial », *Industrie Canada, Programme de publication des recherches*, Document #5, 1999.

Hervey, Jack L. et William A. Strauss. « Foreign Growth, the Dollar, and Regional Economies, 1970-97 », *Economic Perspectives*, vol.22, #4, 1998, p.35-55.

Im, Kyung So, Hashem Pesaran et Yongcheol Shin. « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », University of Cambridge, 1997.

Im, Kyung So, Hashem Pesaran et Yongcheol Shin. « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, vol.115, #1, 2003, p.53-74.

Krugman, Paul R. et Robert E. Baldwin. « The Persistence of the U.S. Trade Deficit », *Brookings Papers on Economic Activity*, #1, 1987, p.1-43.

Lamy, Robert et Patrick Sabourin. « Monitoring Regional Economies in Canada with New High-Frequency Coincident Indexes », *Ministère des Finances du Canada*, Document de recherche #2001-05, 2001, 62 pages.

Levin, Andrew et Chien-Fun Lin. « Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties », University of California, San Diego, Discussion Paper 92-23, 1992.

Levin, Andrew, Chien-Fu Lin et Chia-Shang James Chu. « Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties », *Journal of Econometrics*, vol.108, p.1-24, 2002.

Manrique, Gabriel G. « Foreign Export Orientation and Regional Growth in the U.S. », *Growth and Change*, vol.18, #1, 1987, p.1-12.

Markusen, Ann R., Helzi Noponen et Karl Driessen. « International Trade, Productivity, and U.S. Regional Job Growth: A Shift-Share Interpretation », *International Regional Science Review*, vol.14, #1, 1991, p.15-39.

McCallum, John. « National Borders Mater: Canada-U.S. Regional Trade Patterns », *American Economic Review*, vol.85, #3, 1995, p.615-623.

Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48 (1980), p. 1-48.

Smith, Tim R. « Regional Export Growth: Lessons from the State-Level Foreign Trade Data », *Regional Economic Perspectives*, vol.20, #1, 1990, p.21-38.

Wall, Howard J. « NAFTA and the Geography of North American Trade », *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol.85, #2, 2003, p.13-26.

ANNEXE A

Tableau A.1
Sommaire des principaux résultats des études à caractère régional

Auteurs	Approche / Contribution	Conclusion
Études régionales analysant l'impact d'une variation de taux de change réel sur l'économie		
Branson et Love (1987)	Estimation de l'impact d'une variation du taux de change réel effectif sur l'emploi dans le secteur manufacturier dans les états américains.	L'appréciation du dollar américain entre 1980 et 1985 a mené à une perte d'environ un million d'emplois dans le secteur manufacturier. L'emploi dans ce secteur répond significativement aux changements de taux de change réel dans 35 états.
Cox et Hill (1988)	Calcul de l'élasticité du taux de change du côté de l'offre pour chaque industrie manufacturière, de même qu'un taux de change spécifique à chaque industrie afin d'estimer l'impact d'une variation de taux de change sur la production par industrie. Sur la base de ces résultats, les auteurs ont estimé l'impact par état selon sa structure industrielle.	Les régions du Nord-Est, du Haut-Midwest et de l'Ouest ont enregistré des gains de leur production manufacturière supérieurs à la moyenne nationale suite à la dépréciation du dollar américain entre mars 1985 et juin 1987.
Carlino, Cody et Voith (1994)	Analyse de l'incidence d'une variation de taux de change réel sur la production agricole, manufacturière et totale.	La production totale d'aucun état n'a été affecté négativement par l'appréciation du taux de change réel effectif américain entre 1972 et 1989 et la croissance économique étrangère n'a pas eu d'impact sur la croissance de la production d'un état. Par contre, la croissance relativement plus élevée de la productivité des principaux partenaires commerciaux des États-Unis a eu pour sa part une incidence négative sur la production manufacturière de 30 états.
Cronovich et Gazel (1998)	Analyse des déterminants des exportations manufacturières des états américains. Élaboration et utilisation pour la première fois de données spécifiques à chaque état pour le taux de change réel effectif et la demande étrangère.	Une hausse du PIB réel des pays transigeant avec un état a un impact positif sur les exportations de l'état en question alors que l'appréciation du taux de change réel effectif d'un état affecte négativement ses exportations avec un délai d'un an.
Hervey et Strauss (1998)	Estimation de l'impact de la croissance économique étrangère et de l'évolution du taux de change réel effectif des régions américaines sur leur croissance. Élaboration et utilisation d'un taux de change réel effectif et d'une demande étrangère spécifique à chaque état.	Le principal facteur influençant la croissance économique des régions américaines est la croissance de l'économie nationale dans son ensemble. La croissance économique étrangère et la variation du taux de change réel effectif, les deux spécifiques aux régions américaines étudiées, sont rarement significatives pour expliquer la croissance d'une région donnée pour la période allant de 1970 à 1997.

Études régionales utilisant un modèle orienté vers les facteurs d'offre		
Coughlin et Mandelbaum (1990)	Utilisation d'un modèle « *shift-share* »[26] afin de déterminer les facteurs expliquant la croissance différente des exportations entre les états américains.	Le principal facteur expliquant la croissance relative des exportations d'un état américain entre 1976 et 1986 par rapport à la moyenne nationale a été son capital humain. Pour sa part, la composition industrielle des exportations d'un état n'a pas eu d'incidence sur la croissance de ses exportations au cours de la période étudiée.
Markusen, Noponen et Driessen (1991)	Élargissement du modèle d'analyse traditionnel « *shift-share* » afin d'obtenir des composantes représentant la croissance de l'emploi provenant des variations dans les exportations, les importations et la demande domestique, de même qu'une composante qui reflète les gains de productivité.	Les structures industrielles des régions varient largement dans leur potentiel de générer de l'emploi quand le commerce et les gains de productivité modifie le marché et les structures de production. Les régions de la Nouvelle-Angleterre, des Montagnes, Centrale Nord-Ouest et du Pacifique possèdent une structure industrielle qui a favorisé les exportations pour la période allant de 1978 à 1986 alors que la région Centrale du Nord-Est a été défavorisée par l'ouverture des marchés.
Gazel et Schwer (1998)	Modification du modèle traditionnel « *shift-share* » pour intégrer des composantes reflétant la structure industrielle et des partenaires commerciaux d'un état.	La structure des partenaires commerciaux (variable pour les conditions de demande) est plus importante pour expliquer les variations des exportations d'un état américain que sa structure industrielle au cours de la période 1989-1992.
Coughlin et Pollard (2001)	Modèle '*shift-share*'	L'effet compétitif est plus important que la structure industrielle et les marchés d'exportation pour expliquer la performance relative d'un état à l'égard des exportations.
Études régionales utilisant un modèle gravitationnel		
McCallum (1995)	Sur la base d'un modèle gravitationnel, estimation de l'impact d'une frontière sur le commerce entre le Canada et les États-Unis. Différents exemples chiffrés pour le commerce anticipé des provinces canadiennes dans un monde sans frontière sont présentés.	Sur la base des données de 1988 pour l'ensemble des provinces canadiennes et de trente états américains, les exportations des provinces canadiennes vers le reste du Canada devraient représenter 4% du total dans un monde sans frontière plutôt que 23%, alors que celles vers les États-Unis devraient se chiffrer à 43% du total au lieu de 24%. De plus, la mise en place de l'ALÉ et de l'ALÉNA a eu un effet modeste sur le commerce entre les deux pays.

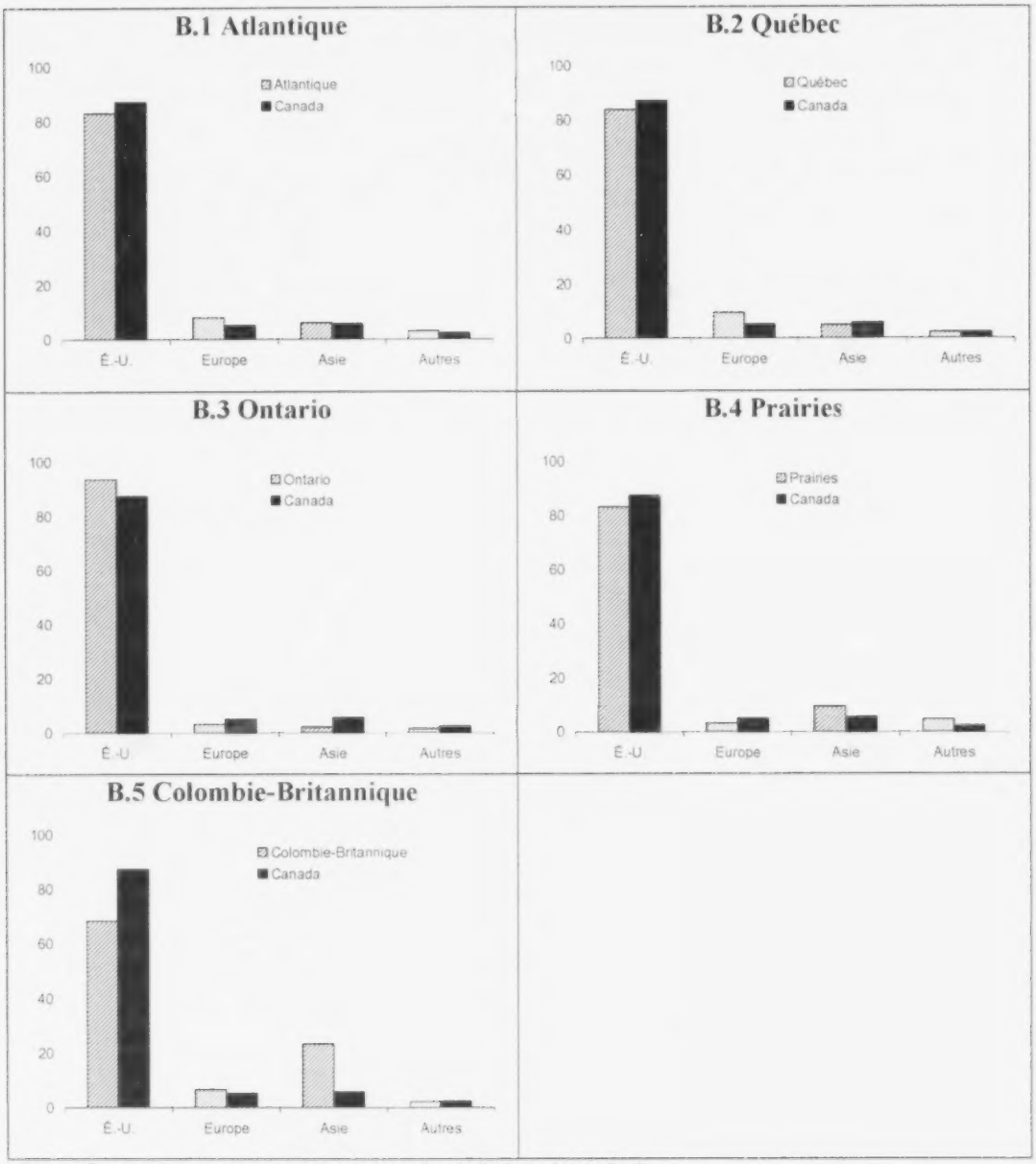
[26] Ce type de modèle décompose la croissance des exportations en trois composantes, le changement propre au pays (*state's share*), le changement proportionnel (*proportional shift*) et le changement concurrentiel (*competitive shift*). Le premier mesure la croissance anticipée des exportations d'une région si cette dernière évolue au même rythme que la moyenne nationale, la seconde composante mesure l'influence de la composition de l'économie nationale sur la croissance des exportations de l'état et la dernière consiste en la différence entre la croissance des exportations nationales et de l'état, estimée sur la base des résidus. Pour une explication détaillée des modèles « shift-share », voir notamment Coughlin et Mandelbaum (1990) et Markusen Noponen et Driessen (1991).

Helliwell et coll. (1999)	Utilisation d'un modèle gravitationnel pour expliquer l'effet de l'ALÉ sur les flux commerciaux interprovinciaux, de même que ceux entre les provinces canadiennes et les états américains.	Basé sur des données pour la période allant de 1988 à 1996, les résultats démontrent que l'ALÉ a accru le commerce entre les provinces canadiennes et états américains relativement au commerce interprovincial. Après la prise en compte de l'ALÉ, l'intensité du commerce interprovincial demeure douze fois plus élevée que celle du commerce entre les provinces et états, le ratio était d'environ 20 avant la mise en place de l'ALÉ. Le modèle prédit que le commerce interprovincial en 1996 aurait été 13% supérieur sans l'ALÉ.
Coughlin et Wall (2002)	Sur la base d'un modèle gravitationnel, estimation de l'impact de l'ALÉNA sur la destination des exportations des états américains vers le Canada, le Mexique, l'Europe, l'Asie, l'Amérique latine et les Caraïbes.	L'ALÉNA a accru les exportations américaines de marchandises vers le Mexique et le Canada d'un peu plus de 15%, réduit celles vers l'Europe et l'Amérique latine, de même qu'augmenté celles vers l'Asie. L'effet diffère largement au niveau des exportations par état. La plupart ont enregistré une hausse (supérieure à 20% pour 13 états et entre 12-20% pour 12 états) et 12 états ont subi une diminution (supérieure à 10% pour trois états).
Wall (2003)	Utilisation d'un modèle gravitationnel pour estimer l'impact de l'ALÉNA sur les échanges commerciaux des régions américaines et canadiennes.	L'ALÉNA a mené à une forte baisse du commerce de l'Est du Canada avec les États-Unis, le Mexique, l'Asie et l'Europe alors que le commerce du Centre du Canada a augmenté considérablement avec l'Amérique du Nord et diminué avec l'Europe. Pour l'Ouest du Canada, l'ALÉNA n'a pas eu d'impact sur ses échanges commerciaux avec les États-Unis mais a mené à une forte hausse avec le Mexique et une baisse pour l'Europe et l'Asie. Pour les régions américaines, l'augmentation du commerce a été répandue à l'ensemble des régions, avec des exceptions pour les Montagnes Rocheuses et le Far West.
Autres études à perspective régionale		
Manrique (1987)	Estimation des déterminants de la croissance de la production et de l'emploi dans le secteur manufacturier dans les états américains.	La croissance des exportations des états américains est un facteur positif et significatif dans l'explication de la croissance de sa production et de son emploi dans le secteur manufacturier entre 1971 et 1981.
Coughlin et Fabel (1988)	Estimation des déterminants des exportations américaines sur la base des différentes dotations en facteurs des états, basé sur un modèle à la Heckscher-Ohlin.	La dotation en capital physique et humain, de même que les ressources agricoles sont des déterminants positifs du niveau d'exportations manufacturières alors que la main-d'œuvre (en terme de quantité) n'est pas un facteur explicatif.

Smith (1990)	Analyse la structure des exportations des régions américaines sur la base de nouvelles données disponibles pour 1987 et 1998. Identifie des faiblesses à l'égard des données sur les exportations par état, notamment que l'état à partir duquel un bien est exporté n'est pas nécessairement celui où il est produit.	Afin de contrer en partie le problème à l'égard de l'état où est produit un bien et celui duquel il est exporté, il propose d'utiliser les données sur une base régionale. Démontre que la structure industrielle et la composition des partenaires commerciaux des régions diffèrent entre celles-ci et suggère que ceci pourrait expliquer la différence à l'égard de la performance des régions au niveau des exportations.

ANNEXE B

Graphiques B.1 à B.5
Destination des exportations internationales de marchandises des régions canadiennes, 2002



Source : Strategis (http://www.strategis.ic.gc.ca/sc_mrkti/tdst/frndoc/tr_homep.html)

ANNEXE C

Test de stationnarité – modèles en panel

Il est pratique courante dans la littérature économique de tester la présence de racine unitaire dans les études présentant des séries chronologiques afin de statuer sur la stationnarité d'une série. Toutefois, cette application sur des panels est plutôt récente. Au cours des dernières années, différents tests ont été élaborés afin de permettre un tel exercice, notamment ceux de Levin et Lin (1992) (LL ci-après) et Im, Pesaran et Shin (1997, 2003) (IPS ci-après).[27]

Le test de Levin et Lin (1992)

Considérons le modèle suivant :

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z_{it}'\gamma + u_{it} \qquad i = 1,...,N;\ t = 1,...,T \qquad \text{(C.1)}$$

où z_{it} représente les composantes déterministes et u_{it} est un processus stationnaire et IID(0, σ_u^2). Le test LL pose comme hypothèse que $\rho_i = \rho$ pour tout *i*. Ceci signifie que le coefficient de la variable dépendante retardée est homogène pour toutes les coupes transversales du panel, c'est-à-dire les régions. L'hypothèse nulle est que chaque série du panel contient une racine unitaire, i.e. $H_0 : \rho = 1$ contre l'hypothèse alternative que toutes les séries individuelles du panel sont stationnaires, i.e. $H_1 : \rho < 1$.

Le test de Im, Pesaran et Shin (1997, 2003)

Le test de Levin et Lin est restrictif parce qu'il impose que ρ soit homogène parmi les régions *i*. Im, Pesaran et Shin (1997) permettent un coefficient hétérogène pour $y_{i,t-1}$ et proposent une procédure différente de tester la présence de stationnarité basée sur la moyenne des tests individuels de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) sous certaines conditions concernant l'auto-corrélation des résidus entre les coupes transversales du panel.

---

[27] Levin, Lin et Chu (2002) proposent une mise à jour de l'article de Levin et Lin (1992) ainsi que les valeurs critiques associées au test.

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + z_{it}' \gamma + \varepsilon_{it} \qquad \text{(C.2)}$$

où $\varepsilon_{it} = u_{it} - \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij} u_{i,t-j}$. L'hypothèse nulle est que chaque série du panel possède une racine unitaire, i.e. $H_0 : \rho_i = 1$ pour tout *i*, alors que l'hypothèse alternative est qu'au moins une série est stationnaire, i.e. $H_1 : \rho_i < 1$ pour au moins un *i*. La statistique du test IPS est définie comme la moyenne des statistiques individuelles des tests ADF :

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t_{\rho_i} \qquad \text{(C.3)}$$

Les valeurs critiques exactes pour ces deux tests ont été calculées par les auteurs et sont fournies dans leur texte respectif.

Ces deux tests[28] ont été appliqués aux séries de PIB réel régional et d'écart de productivité, et les résultats sont présentés dans le tableau C.1. Il appert qu'en général l'hypothèse de racine unitaire ne peut être rejetée pour aucune des séries en niveau, peu importe qu'on inclue ou non une tendance linéaire dans l'équation du test. Les mêmes tests effectués sur la première différence des variables en panel montrent qu'on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire. Par conséquent, nous utilisons ces variables en première différence dans les estimations.

Pour les variables de taux de change réel et de PIB réel américain, nous avons appliqué les tests ADF habituels. Présentés au tableau C.2, les résultats montrent qu'en niveau, ces deux variables ne sont pas stationnaires, mais qu'en première différence, elles le sont. Nous utilisons donc ces séries en première différence dans les estimations.

[28] Nous désirons remercier Peter Pedroni pour nous avoir fourni ses programmes afin de tester pour la stationnarité des séries dans notre panel.

Tableau C.1
Tests de racine unitaire LL et IPS sur les variables en panel

	Test LL		Test IPS	
	Sans tendance	Avec tendance	Sans tendance	Avec tendance
y_{it}	1,783	-1,392	1,649	-1,858
$\omega_{it} - \omega_t^{US}$	1,134	-1,177	0,491	-1,602
Δy_{it}	-4,942**	-3,404**	-7,277**	-5,750**
$\Delta(\omega_{it} - \omega_t^{US})$	-7,890**	-6,340**	-10,858**	-10,501**

Note : Les valeurs critiques proviennent de Levin et Lin (1992) et de Im, Pesaran et Shin (2003).
** Significatif à un niveau de confiance de 99%.

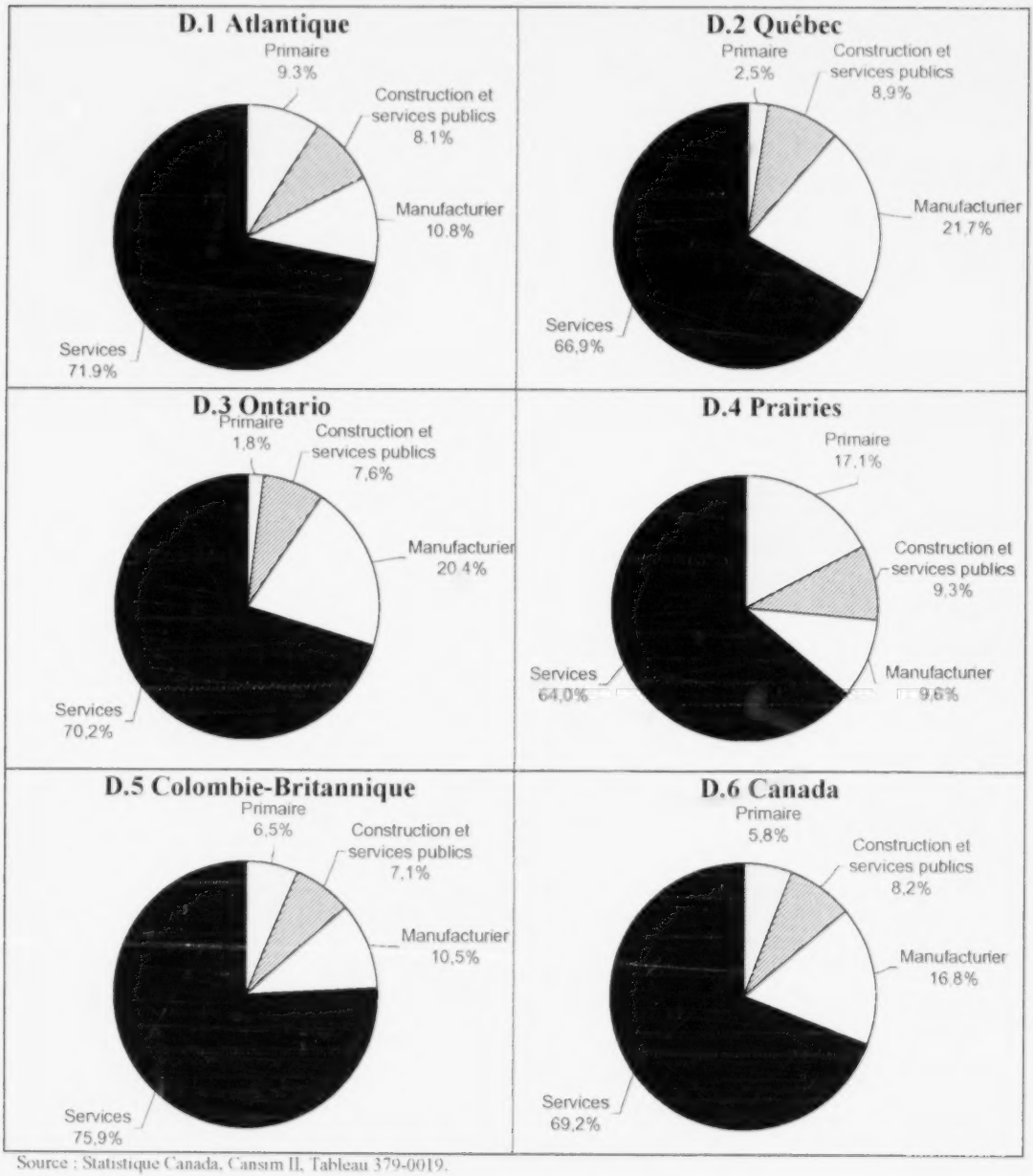
Tableau C.2
Tests de racine unitaire ADF sur les variables individuelles

	Niveau (ln)			Première différence (Δ ln)		
	Spéc.	Ret.	Stat.	Spéc.	Ret.	Stat.
y_t^{US}	c	1	-1,050	c	0	-3,488*
xr_t	t	1	-3,462	c	0	-4,673**

Spécification : t = constante et tendance, c = constante seulement.
Le nombre de retards de la variable en première différence dans chaque équation est choisi avec la procédure Campbell-Perron avec un maximum de 3 retards. Les résultats des tests sont les mêmes lorsque nous utilisons le critère d'information modifié d'Akaike.
(**) et (*) signifie que la statistique du test est significative à un niveau de confiance de 99% et 95% respectivement.
Les valeurs critiques proviennent de MacKinnon (1991).

ANNEXE D

Graphiques D.1 à D.6
Structure industrielle des régions canadiennes, 2002



Source : Statistique Canada, Cansim II, Tableau 379-0019.

ANNEXE E

Tests de racine unitaire – modèles SVAR

Les variables utilisées dans les estimations doivent être stationnaires afin que l'inférence statistique ne soit pas biaisée. Le tableau E.1 présente les résultats des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) appliqués sur le log et la première différence du log (sauf indication contraire) des variables mentionnées dans la sous-section 5.2. Les résultats des tests de racine unitaire indiquent que toutes les variables sont stationnaires en première différence.[29] Par conséquent, c'est sous cette forme qu'elles sont utilisées dans les estimations des modèles VAR structurels.

Tableau E.1
Tests de racine unitaire ADF sur les variables du SVAR

	Niveau (log)			Première différence (dlog)		
	Spéc.	Ret.	Stat.	Spéc.	Ret.	Stat.
PIB réel						
États-Unis	*t*	9	-2.8719	*c*	3	-4.3376**
Atlantique	*c*	1	0.7011	*c*	3	-3.9806**
Québec	*t*	3	-2.7116	*c*	7	-3.4637*
Ontario	*t*	9	-2.7453	*c*	0	-6.0085**
Prairies	*t*	5	-1.9309	*c*	4	-5.0655**
Colombie-Britannique	*t*	10	-2.1572	*c*	11	-3.3353*
Taux d'intérêt réel[1]	*c*	13	0.3576	*c*	12	-3.7738**
Prix réel des produits de base	*c*	8	-2.4936	*c*	7	-4.7099**
Taux de change réel	*t*	3	-1.9881	*c*	3	-3.0141*

1. Le taux d'intérêt réel n'apparaît pas sous forme logarithmique.
Spécification : *t* = constante et tendance, *c* = constante seulement.
Le nombre de retards de la variable en première différence dans chaque équation est choisi avec la procédure Campbell-Perron avec un maximum de 15 retards. Les résultats des tests sont les mêmes lorsque nous utilisons le critère d'information modifié d'Akaike.
(**) et (*) signifie que la statistique du test est significative à un niveau de confiance de 99% et 95% respectivement.
Les valeurs critiques proviennent de MacKinnon (1991).

[29] Nous avons également appliqué sur la variable de taux de change réel le test de Perron et Rodriguez (1998) afin de vérifier la présence d'une racine unitaire versus changement structurel avec un seul bris indéterminé. Les quatre statistiques du test suggèrent que la série n'est pas stationnaire, donc qu'il n'y a pas de bris structurel.